

---

# ESTIMAÇÃO DE VARIÁVEIS ECONÓMICAS SUJEITAS A DEPENDÊNCIAS ESPACIAIS: O CASO DOS MUNICÍPIOS DE PORTUGAL CONTINENTAL

---

**Júlia Maria Cravo** - Instituto Nacional de Estatística Escola Superior de Tecnologia e de Gestão de Bragança - E-mail: Julia.cravo@ine.pt

**Julián Ramajo Hernández** - Universidad de Extremadura, Badajoz Departamento de Economía Aplicada - E-mail:ramajo@unex.es

**Miguel A. Márquez** - Universidad de Extremadura, Badajoz Departamento de Economía Aplicada - E-mail:mmarquez@unex.es

## RESUMO:

Este artigo pretende realçar a necessidade de considerar explicitamente a dimensão espacial nas análises empíricas em que intervêm dados de corte transversal referenciados espacialmente. Para isto, em primeiro lugar expõem-se de forma resumida os aspectos teóricos mais relevantes das técnicas de econometria espacial. Posteriormente, e tomando como base o problema da estimação do Produto Interno Bruto dos municípios de Portugal, apresenta-se uma aplicação na qual se comparam os resultados derivados dos métodos econométricos “clássicos” com aqueles obtidos ao utilizar a econometria espacial. Os resultados indicam que, de maneira similar aos seus homólogos temporais, o contraste de independência espacial deve converter-se numa prática habitual para que, no caso de rejeitar a referida hipótese, se proceda à realização de um tratamento adequado da problemática detectada.

**Palavras-chave:** Econometria espacial, Estimativas do Produto Interno Bruto, Municípios

## ABSTRACT:

This article intends to highlight the need of considering explicitly the spatial dimension in the empirical analyses in which interfere cut transversal cross facts spatially referenced. Firstly and for this purpose, it will be described in a summarised way the most prominent theoretical aspects of the techniques of spatial econometrics. Subsequently, and taking as a base the estimation problem of the Gross Domestic Product of Portugal counties, it will be presented an application in which results derived from the “classical” econometrics approaches are compared with those obtained from spatial econometrics. The results indicate that, in a similar way to time homologous, the contrast of spatial independence should convert itself into a common practice such that, in case of rejection of the hypothesis, one proceeds to the achievement of a handling adapted from the detected problem.

**Keywords:** Spatial Econometrics, Estimation of Gross Domestic Product, Counties.



## 1. INTRODUÇÃO

De acordo com Haining (1997), dados espaciais (ou dados referenciados espacialmente) são aquelas observações ou medidas sobre um ou mais atributos tomados em localizações específicas. A possibilidade de localizar um dado no espaço abre uma nova dimensão para a análise empírica que, apesar de ter sido amplamente estudada, actualmente ainda não se está tendo em conta na maior parte dos estudos aplicados. Esta ausência de consideração explícita do espaço pode fazer que os resultados obtidos apresentem desvios em muitas situações ou ineficiências na melhor das hipóteses. O presente trabalho vem ilustrar este facto.

Recentemente tem havido um incremento significativo na aplicação dos sistemas de informação geográfica e da análise espacial no âmbito das ciências sociais (ver Goodchild et al. 2000). Não obstante, nos estudos de Economia Aplicada não é uma prática habitual contrastar a hipótese nula de independência espacial, para o caso de rejeitar a referida hipótese, e proceder a um tratamento adequado. Esta situação apresenta-se particularmente na estimação de variáveis económicas por métodos indirectos, que tem sido levada a cabo mediante metodologias que, tradicionalmente, não têm em conta a existência de dependências transversais.

Neste contexto, este artigo aplica técnicas de econometria espacial com o objectivo de rever e actualizar o trabalho realizado por Ramos (1998), no qual se levou a cabo uma estimação do PIB per capita (PIBpc) para os municípios portugueses no ano de 1994. Este indicador dificilmente se pode obter pelos métodos tradicionais de elaboração de Contas Regionais, devido à escassez de fontes de informação a esse nível geográfico. A metodologia utilizada pelo autor referido implica a estimação de uma relação estatística entre o PIB per capita

e alguns indicadores a um nível geográfico agregado (concretamente ao nível NUTS III) para posteriormente extrapolar a um nível geográfico mais desagregado (ao nível municipal).

A estrutura do trabalho é a seguinte: nas segunda e terceira secções reúnem-se algumas questões de tipo metodológico. Assim, na segunda secção expõem-se de maneira resumida os aspectos teóricos mais relevantes das técnicas de econometria espacial, enquanto que na terceira secção se apresenta de forma breve a metodologia utilizada para a estimação de variáveis económicas microterritoriais. A quarta secção corresponde à parte empírica, onde em primeiro lugar se estima o PIBpc para os municípios de Portugal continental usando como base o método utilizado tradicionalmente. Posteriormente, e partindo da informação proporcionada por algumas estatísticas que permitem obter um diagnóstico acerca da presença de dependência espacial nos resíduos da regressão, mostram-se os resultados da regressão espacial que se utilizará como base para a estimação do PIB português ao nível municipal. Na quinta secção são apresentadas e comparadas as estimações obtidas utilizando os dois tipos de regressão, standard e espacial. Por último, a sexta secção encerra o trabalho com as principais conclusões obtidas no mesmo.

## 2. MODELOS DE REGRESSÃO ESPACIAL

Nesta parte introduzem-se as noções básicas nas quais se sustenta a econometria espacial<sup>1</sup>. Desta maneira, no primeiro epígrafe comentam-se os denominados efeitos espaciais e estabelece-se o que se entende por pesos espaciais. No segundo subponto comentam-se os processos espaciais mais habituais. No terceiro ponto, mostram-se algumas estatísticas de autocorrelação espacial. No quarto

<sup>1</sup> Estas notas baseiam-se fundamentalmente nos trabalhos de Anselin (1988) e Anselin y Bera (1998).

ponto apresenta-se o problema da autocorrelação espacial no contexto do modelo de regressão, expondo os diagnósticos de regressão que se devem realizar, e as limitações do estimador de mínimos quadrados ordinários (MCO) na estimação de modelos com processos espaciais, tanto na presença de uma variável dependente atrasada espacialmente, como na presença de autocorrelação espacial residual.

## 2.1 EFEITOS ESPACIAIS: AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL E HETEROGENEIDADE ESPACIAL

A utilização de dados de corte transversal referenciados geograficamente pode conduzir à aparição dos denominados *efeitos espaciais* (Anselin, 1988): a heterogeneidade espacial e a autocorrelação espacial.

A *heterogeneidade espacial* aparece quando se utilizam dados de unidades espaciais muito distintas para analisar um fenómeno. Com o termo heterogeneidade espacial englobam-se dois aspectos distintos da heterogeneidade que se podem relacionar com a estrutura espacial, ou que são o resultado de processos espaciais: a instabilidade estrutural e/ou a heteroscedasticidade. Efectivamente, no contexto do modelo de regressão linear geral, a heterogeneidade espacial leva ao aparecimento de problemas como:

- instabilidade estrutural no espaço: diferentes funções de resposta ou parâmetros que variam sistematicamente, e/ou
- heteroscedasticidade: erros que variam em função da localização, da área ou de outras características das unidades espaciais.

Estes problemas podem ser tratados com as técnicas econométricas standard. Assim, tanto a instabilidade estrutural como a heteroscedasticidade poderiam ser abordadas em linha com os argumentos

esgrimidos nos manuais “clássicos” de econometria, (por exemplo, Johnston e Dinardo (2001)).

Por outro lado, a *autocorrelação espacial* “...pode ser definida vagamente como a coincidência de valores similares com localizações similares. Noutras palavras, valores altos ou baixos para uma variável aleatória tendem a agrupar-se no espaço (autocorrelação espacial positiva) ou as localizações tendem a ver-se rodeadas por vizinhos com valores muito dissimilares (autocorrelação espacial negativa)” (Anselin y Bera (1998, p.241)). A diferença do que ocorre com a heterogeneidade espacial, é que a econometria clássica não se ocupa deste problema; isto deve-se, fundamentalmente, a que a dependência espacial, quer dizer, as relações de interdependência entre as unidades espaciais, é um conceito multidireccional.

## 2.2 MATRIZ DE INTERACÇÕES ESPACIAIS E ATRASO ESPACIAL

O problema da multidireccionalidade no âmbito espacial tem sido abordado na literatura mediante a definição dos chamados pesos espaciais. Uma matriz de pesos ou interacções espaciais  $W$  é uma matriz não estocástica de dimensão  $N \times N$  positiva e simétrica, cujos elementos  $w_{ij}$  da matriz  $W$  reflectem a intensidade da interdependência existente entre cada par de localizações  $i$  e  $j$ .

É bastante usual a utilização do conceito de contiguidade física de primeira ordem (Moran, 1948) no qual se define  $w_{ij} = 1$  se as localizações  $i$  e  $j$  são fisicamente adjacentes, e  $w_{ij} = 0$  no caso contrário (por convenção,  $w_{ii} = 0$ ).

Por outro lado, existem distintas definições de  $W$  baseadas na distância física existente entre as localizações; neste sentido, destaca-se pelo seu uso a matriz inversa de distâncias ao quadrado, na qual a intensidade da interdependência diminui ao aumentar o quadrado da distância entre as localizações.



Para facilitar a interpretação dos resultados, habitualmente estandardiza-se a matriz  $W$ , dividindo cada elemento  $W_{ij}$  pela soma total da fila à qual pertence, de maneira que a soma de cada fila da matriz estandardizada se torne igual à unidade.

Uma vez definida uma matriz de pesos  $W$ , pode-se introduzir o denominado atraso espacial de uma variável  $x$ , o qual se obtém pré-multiplicando a matriz  $W$  pela variável mencionada ( $Wx$ ). Portanto, o atraso espacial da variável  $x$  representa, para cada observação  $i$ , uma média ponderada dos valores da variável no subgrupo  $S_i$  de observações vizinhas da  $i$ -ésima observação.

### 2.3 PROCESSOS COM DEPENDÊNCIA ESPACIAL

Suponhamos que  $y = (y_i, y_j)$  define o estado de um sistema que consiste em 2 áreas adjacentes num momento de tempo determinado  $t$ , de maneira que  $y_i$  é o valor do atributo  $y$  na localização  $i$  no momento  $t$ , e  $y_j$  é o valor do atributo na localização  $j$  no momento  $t$ . Um processo espacial é aquele em que as mudanças de estado do sistema se devem a propriedades espaciais do atributo.

Quando se trabalha com dados espaciais, é muito provável que não se verifique a hipótese nula de aleatoriedade, o que significa, que  $Cov(y_i, y_j) \neq 0$  para algumas unidades geográficas  $i$  e  $j$ . Para considerar de uma maneira explícita esta dependência espacial detectada, deve-se distinguir entre o chamado *modelo de erro espacial* e o conhecido como *modelo de atraso espacial*. No primeiro, a dependência espacial incorpora-se no termo de erro da regressão, enquanto que no segundo implica uma média ponderada dos valores da variável dependente nas localizações vizinhas.

Quando a dependência espacial aparece na forma de um erro espacial, isto é indicativo da existência de omissão de variáveis não cruciais que se encontram

correlacionadas espacialmente ou, da existência de erros de medida. Por outro lado, o modelo de atraso espacial pode sugerir a existência de um processo de difusão (eventos num lugar predizem um incremento na probabilidade de que sucedam eventos similares em lugares vizinhos) ou de um possível processo de competência (eventos num lugar predizem uma diminuição na probabilidade de que sucedam eventos similares em lugares vizinhos).

Um modelo de erro espacial especifica-se através de um processo estocástico espacial para o termo de erro que considera as correlações diferentes de zero para cada elemento  $e_i$ . Formalmente, um processo de erro autorregressivo espacial para o termo de erro vem dado por  $e_i = \lambda \sum_j w_{ij} e_j + u_i$  (na forma matricial  $e = \lambda W e + u$ ) onde  $\lambda$  é um coeficiente autorregressivo espacial, e  $u_i$  são erros independentes e idênticamente distribuídos (*i.i.d.*) ( $u_i \approx N(0, \sigma^2)$ ). Substituindo  $e$  na equação anterior, obtém-se  $e = (I - \lambda W)^{-1} u$  e posteriormente substituindo esta expressão em  $Y = X\beta + e$  obtém-se  $Y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} u$ . A essência desta expressão é que o valor da variável dependente para cada localização está afectado pelos erros estocásticos de todas as localizações através do multiplicador espacial  $(I - \lambda W)^{-1}$ .

O modelo de atraso espacial difere do modelo de erro espacial pelo facto de permitir a influência da variável dependente das localizações vizinhas num sentido mais amplo (não se limita a considerar as influências dos termos de erro vizinhos). Formalmente, o modelo de atraso espacial, utilizando notação matricial, vem dado por  $Y = \rho W Y + X\beta + u$  onde  $\rho$  representa o parâmetro autorregressivo. Como  $Y - \rho W Y = X\beta + u$  e  $Y(I - \rho W) = X\beta + u$ , a correspondente forma reduzida deste modelo viria dada por  $Y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} u$ , a qual ilustra dois pontos importantes: 1) o modelo de erro espacial está incluído dentro da especificação do modelo de atraso espacial, ainda que não de uma maneira encaixada (não se pode obter o modelo

de erro espacial da equação a partir da equação do modelo de atraso espacial impondo simples restrições zero sobre os coeficientes); e 2) o valor de  $y_i$  não vem determinado somente por  $x_i$ , mas também vem determinado pelo valor das  $x_j$  no resto das localizações através do multiplicador espacial  $(I - \rho W)^{-1}$ .

#### 2.4 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS: ESTATÍSTICAS DE AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL E DIAGNÓSTICO DE REGRESSÃO

Antes de proceder à estimação de um modelo de erro espacial ou um modelo de atraso espacial como alternativas a um modelo de regressão standard, é necessário ter estabelecido qual dos dois é a alternativa adequada. Para isso, devem utilizar-se estatísticas adequadas que valorem a existência e o tipo de dependência espacial no modelo de regressão.

O contraste mais simples de correlação espacial é a estatística  $I$  proposta por Moran (1948), a qual permite medir a covariação existente entre os erros de zonas 'vizinhas' em relação à variância nos erros de uma zona determinada. Atribuindo pesos unitários a zonas vizinhas ( $\omega_{ij}=1$  se as zonas  $i$  e  $j$  têm fronteira comum) e nulos no caso contrário, a estatística  $I$  para os resíduos do modelo de regressão  $y=X\beta+e$  define-se como

$$I = \frac{\sum_i \sum_j \hat{e}_i \omega_{ij} \hat{e}_j / 2F}{\sum_i \hat{e}_i^2 / N}$$

onde  $\hat{e}_i$  representam os resíduos MCO da zona  $i$ -ésima,  $F$  é o número total de fronteiras e  $N$  é o tamanho da amostra (número total de localizações). Considerando a hipótese de que os erros são variáveis aleatórias normais *i.i.d.*, a estatística  $I$  distribui-se assintoticamente como uma variável aleatória normal cuja média e variância se podem calcular de forma relativamente simples (tais valores dependem das

matrizes  $X=(x_{ij})$  y  $W=(\omega_{ij})$  e dos valores de  $F$ ,  $N$  e  $k$ ).

O problema que tem a estatística  $I$  de Moran é que pode estar detectando erros de especificação, como heteroscedasticidade e não normalidade, e que não proporciona nenhum indício acerca de qual pode ser a alternativa mais provável de dependência espacial.

Como consequência, quando se trata de discernir entre um modelo de erro espacial ou um modelo de atraso espacial, na prática é habitual enriquecer o diagnóstico trazido pela  $I$  de Moran com outros contrastes baseados no princípio dos multiplicadores de Lagrange (LM). Estes contrastes têm a vantagem de que estão baseados nas estimações obtidas a partir do modelo considerando a hipótese nula, que neste caso é um modelo de regressão standard estimado mediante MCO.

A estatística LM face à alternativa de autocorrelação do erro espacial foi proposta por Burridge (1980), que formulou um contraste de multiplicadores de Lagrange do tipo

$$LM - ERR = \frac{1}{Tr} \left[ \sum_i \sum_j \hat{e}_i \omega_{ij} \hat{e}_j / \hat{\sigma}^2 \right]^2,$$

onde o valor  $Tr$  se calcula como o traçado da matriz  $(W'W+W^2)$ . Considerando a hipótese nula de independência espacial, a estatística  $LM-ERR$  distribui-se como uma variável  $\chi^2$  com 1 grau de liberdade.

Por outro lado, o contraste mais usado para contrastar a presença de termos espacialmente autorregressivos na variável dependente num modelo de regressão é o teste de multiplicadores de Lagrange proposto por Anselin (1988), o qual toma a forma

$$LM - LAG = \frac{1}{Rj} \left[ \sum_i \sum_j \hat{e}_i \omega_{ij} y_j / \hat{\sigma}^2 \right]^2$$

com  $R_j = Tr + (WX\hat{\beta})'M(WX\hat{\beta})/\sigma^2$ , onde  $WX\hat{\beta}$  é o atraso espacial estimado com o valor  $\hat{\beta}$  obtido a partir da estimação MCO da regressão  $y = X\beta + e$  e  $M = I - X(X'X)^{-1}X'$ . Considerando a hipótese nula de que não existem atrasos espaciais significativos, esta estatística distribui-se como uma variável  $\chi^2$  com 1 grau de liberdade.

Nalgumas ocasiões, as estatísticas *LM-ERR* e *LM-LAG* são altamente significativas, de maneira que com estes diagnósticos não se pode discernir qual de ambas alternativas é a correcta. Para tais circunstâncias, Anselin *et al.* (1996) desenvolveram formas robustas destas estatísticas, no sentido de que cada teste é robusto à presença de desvios locais da hipótese nula na forma de outras alternativas.

### 3. UMA METODOLOGIA PARA A ESTIMAÇÃO DO PIBpc MUNICIPAL

Na literatura existente para a estimação do PIBpc municipal é habitual encontrar a utilização de um processo indirecto baseado num modelo de regressão linear múltipla (ver, por exemplo, Chosco e Vicéns (1998), e Medina (2002)). A razão para utilizar um método indirecto encontra-se nas dificuldades existentes, tanto em termos de informação como de custos, para levar a cabo uma estimação directa. A especificação do modelo de regressão deve ter sólidos fundamentos teóricos de maneira a que as variáveis dependentes reflectam de maneira fidedigna a evolução da variável a explicar.

Desta forma, nesta secção expõe-se, de maneira resumida, um exemplo da metodologia que utiliza para a estimação de variáveis económicas num âmbito geográfico inferior (municípios) as relações económicas que se dão noutra escala superior (região), que serve de referência.

O objectivo do trabalho publicado por Ramos (1998), consistiu em obter uma estimação do PIBpc dos municípios de Portugal a partir de uma regressão prévia para as 30 regiões NUTS III que constituem o país. Para isso desenvolveu um método indirecto que, basicamente, consta de 2 etapas. Na primeira estima-se por MCO a regressão múltipla seguinte:

$$\ln PIBPC_i = \beta_0 + \beta_1 \ln REMPC_i + \beta_3 \ln DOPC_i + e_i \quad (1)$$

onde PIBPC (variável endógena do modelo) representa o PIBpc de cada região portuguesa ao nível NUTS III, REMPC é a remuneração per capita dos trabalhadores por conta de outrém da região  $i$ , DOPC denota o saldo per capita dos depósitos à ordem por regiões, e  $e_i$  é o termo de erro tal que  $e_i \sim N(0, \sigma^2)$ .

Na segunda etapa, e utilizando a estrutura estimada para a equação (1) ao nível NUTS III, estimou-se PIBpc ao nível municipal. Para isso, tomaram-se como variáveis explicativas ao nível municipal tanto as remunerações per capita, baseadas na informação disponível nos Quadros de Pessoal do Ministério do Trabalho de Portugal, como os depósitos à ordem obtidos a partir do Inquérito às Instituições Financeiras do Instituto Nacional de Estatística (INE) de Portugal.

Neste método para a determinação do PIBpc excluíram-se os ramos considerados como especiais no âmbito da metodologia seguida pelas Contas Regionais do INE, já que a determinação do valor acrescentado bruto para estes ramos se efectua directamente através de informações obtidas nas empresas. Por este motivo, os chamados ramos especiais não foram considerados na realização das estimações do PIBpc, porque o seu cálculo se realiza de forma directa.

#### 4. ESTIMAÇÃO DO PIB<sub>PC</sub> DOS MUNICÍPIOS DE PORTUGAL CONTINENTAL PARA OS ANOS 1994 E 2000

Nesta secção aplicar-se-á a metodologia descrita no ponto anterior para a estimação do PIB<sub>pc</sub> dos municípios portugueses para os anos 1994 e 2000. Não obstante, em vez de utilizar o modelo econométrico standard, usar-se-á o modelo espacial obtido depois de contrastar o tipo de dependência espacial presente nos dados.

##### 4.1 DADOS

Os dados utilizados referem-se a dois momentos temporais: o ano 1994<sup>2</sup> (para permitir uma comparação com os resultados obtidos em Ramos (1998)), e o ano 2000 (com o objectivo de tornar este trabalho actual).

Este estudo limitou-se às 28 regiões do continente português, já que num sentido estrito, e devido à falta de conexão geográfica das ilhas Açores e Madeira com o resto das regiões, se tornaria impossível sustentar a existência de interacções geográficas. É de destacar o facto de que a estimação para estas regiões seriam as mesmas tanto no caso de se utilizar o enfoque tradicional, como no caso de se utilizar o método que se propunha neste trabalho.

##### 4.2 ESTIMAÇÃO ECONOMÉTRICA BASE (SEM INTERACÇÕES ESPACIAIS)<sup>3</sup>

Como anteriormente se comentou, a primeira etapa consiste em estimar a equação (1) por MCO sem considerar a possibilidade de existência de dependências espaciais entre as 28 regiões NUTS III que constituem Portugal continental. Os resultados de tal estimação para os dois anos considerados (1994 e 2000) apresentam-se no Quadro 1.

QUADRO 1

Modelo estimado mediante MCO para as 28 regiões de Portugal continental nos anos 1994 e 2000.

Variável dependente: Log (PIB <i>per capita</i> )		
Variáveis	Estimação ano 1994 Parâmetro (p-valor)	Estimação ano 2000 Parâmetro (p-valor)
Constante ( $\beta_0$ )	-1.17119 (0.153393)	-1.67531 (0.196968)
Ln REM <i>per capita</i> ( $\beta_1$ )	0.429119 (0.000001)	0.504329 (0.000000)
Ln DO <i>per capita</i> ( $\beta_2$ )	0.315186 (0.002349)	0.317126 (0.004056)

Diagnósticos de regressão (p-valor entre parêntesis)		
Coef, de Determinação ( $R^2$ )	0.8911	0.802
Estatística F	102.319 (9.145e-13)	50.6214 (1.618e-9)
Log Likelihood	254.327	201.220
Crit, de Inform, de Akaike (AIC)	-448.655	-342.439
Schwarz Inform, Crit, (SC)	-408.688	-302.473
Jarque-Bera Normality test	0.31493 (0.854305)	0.124987 (0.939419)
Heteroscedasticidade - Breusch-Pagan	2.484528 (0.288730)	4.293887 (0.116841)

<sup>2</sup> Os autores desejam expressar o seu agradecimento ao Professor Nogueira Ramos por ter posto à nossa disposição os dados para este ano.

<sup>3</sup> Todos os cálculos que se apresentam foram obtidos mediante a utilização dos programas SpaceStat 1.91 (Anselin, 2002a), e GeoDa (Anselin, 2003).

### 4.3 ESTIMAÇÃO DO VALOR DO PIBPC COM O MODELO ESTANDARD

Neste subponto utilizam-se as estimações obtidas no ponto anterior ao nível NUTS III, com o objectivo de estimar o PIB per capita para os municípios portugueses (PIBPCM). Desta forma, parte-se das relações económicas estimadas ao nível NUTS III para os dois anos analisados, ou seja:

a) ano 1994:

$$\hat{\ln PIBPC}_i = -1.17119 + 0.429119 \ln REMPC_i + 0.315186 \ln DOPC_i$$

b) ano 2000: ,

$$\hat{\ln PIBM}_i = -1.67531 + 0.504329 \ln REMPC_i + 0.317126 \ln DOPC_i$$

e seguidamente, utilizam-se as estruturas estimadas para conseguir uma predição ao nível municipal.

Assim, as expressões que se utilizam são as seguintes:

a) Para o ano 1994:

$$\hat{\ln GDPM}_s = -1.17119 + 0.429119 \ln REMPC\_M_s + 0.315186 \ln DOPC\_M_s$$

b) Para o ano 2000:

$$\hat{\ln PIBM}_s = -1.67531 + 0.504329 \ln REMPC\_M_s + 0.317126 \ln DOPC\_M_s$$

onde  $REMP\_M$  refere-se às remunerações per capita dos trabalhadores por conta de outrém ao nível municipal,  $DOPC\_M$  corresponde ao saldo dos depósitos à ordem ao nível de município, e  $S=1, \dots, 275$  indica os municípios de Portugal continental para o ano 1994 e  $S=1, \dots, 278$  indica os municípios de Portugal continental para o ano 2000.

Desta forma, foi estimado o PIBpc dos municípios portugueses. Estes resultados apresentam-se no ponto 5.

### 4.4 CONSIDERAÇÃO DAS DEPENDÊNCIAS ESPACIAIS

A utilização do enfoque econométrico standard não permitiu detectar a possível presença de dependências espaciais nos resíduos da regressão no Quadro 1. Não obstante, neste ponto pretende-se reflectir a característica espacial da informação regional disponível. De novo, o objectivo final será o mesmo que no ponto anterior, mas agora as estimações contemplarão a consideração espacial dos dados mediante o uso de técnicas de econometria espacial.

#### 4.4.1 DIAGNÓSTICO DA REGRESSÃO MCO

Este subponto começa por contrastar a hipótese de independência espacial dos resíduos MCO do ponto 4.2. Em primeiro lugar, contrasta-se a existência de autocorrelação espacial global mediante a estatística da  $I$  de Moran, usando como matriz de pesos espaciais a definida como  $w_{ij} = w_{ij}^* / \sum_j w_{ij}^*$ , onde

$$\begin{cases} w_{ij}^* = 0 & \text{se } i = j \\ w_{ij}^* = 1/d_{ij}^2 & \text{se } d_{ij} \leq C1 \\ w_{ij}^* = 0 & \text{se } d_{ij} > C1 \end{cases}$$

$d_{ij}$  é distancia euclídea entre os centróides das regiões  $i$  e  $j$ ,  $C1$  é o quartil mais baixo da distribuição de distâncias entre os centróides das regiões <sup>4</sup>. A matriz assim definida denota-se como DIRS.

<sup>4</sup> É necessário assinalar que se utilizaram definições alternativas distintas para a matriz de pesos espaciais. Concretamente, utilizaram-se outras matrizes de pesos baseadas em distâncias (definindo os elementos  $w_{ij}^*$  como a inversa das distâncias, e também alterando o quartil mais baixo pela mediana da distribuição de distâncias ao círculo maior, pelo quartil superior, ou pela distância máxima) e outras matrizes binárias (matrizes de contiguidade tipo torre, tipo rainha, e matrizes de pesos espaciais para os  $k$  vizinhos mais próximos, sendo  $k=5, 10, 15, 20$ ). Todas estas matrizes geraram resultados que foram similares aos apresentados neste trabalho.

## QUADRO 2

## Diagnósticos de dependência espacial para os resíduos MCO

Diagnósticos de regressão de dependência espacial para a matriz de pesos D1RS (matriz estandardizada por filas) (p-valor entre parêntesis)		
Contrastes	Ano 1994	Ano 2000
Contraste I de Moran	-1.589270 (0.111999)	3.902911 (0.000095)
Multiplicador de Lagrange (LM error)	2.921396 (0.087412)	9.509690 (0.002044)
LM Robusto (error)	1.237797 (0.265896)	5.599941 (0.017961)
Multiplicador de Lagrange (LM atraso espacial)	2.146129 (0.142930)	3.911566 (0.047955)
LM Robusto (atraso espacial)	0.462530 (0.496444)	0.001817 (0.965999)

No Quadro 2 mostram-se os resultados obtidos para os diagnósticos de dependência espacial para os resíduos MCO dos anos 1994 e 2000. Nos referidos contrastes utilizou-se a matriz D1RS.

Para o ano 1994, o contraste da I de Moran (-1.58) mostra um valor de p-valor de 0.111, indicando a existência de uma débil (e estatisticamente não significativa a 10%) dependência espacial negativa na distribuição regional do PIBpc no ano 1994. Por outro lado, os distintos contrastes LM (ver Quadro 2) mostram que a alternativa mais provável é um modelo de erro espacial. Como consequência, para o ano 1994, apenas o contraste dos multiplicadores de Lagrange para a existência de um efeito espacial nos erros rejeita a um nível de significância de 10%, a hipótese nula de ausência de dependência espacial.

No que se refere aos contrastes para o ano 2000, o contraste da I de Moran permite rejeitar a hipótese nula de aleatoriedade espacial, indicando a existência de autocorrelação espacial positiva. Por outra lado, ainda que os contrastes baseados nos multiplicadores de Lagrange permitam detectar tanto a existência de um modelo de erro espacial (LM erro de 9.509, com um p-valor de 0.002) como de um modelo de atraso espacial (contraste LM atraso espacial de 3.911, com um p-valor de 0.047),

os contrastes robustos permitem dar como alternativa mais provável a existência de um modelo de erro espacial (com um valor do contraste LM robusto erro de 5.599, com um p-valor de 0.017).

## 4.4.2 MODELO ESPACIAL

As estimações das alternativas mais prováveis que se detectaram para os anos 1994 e 2000 (modelos de erro espacial) são as que se apresentam, no Quadro3.

Em ambos os anos, dado que os ajustes do modelo de erro espacial são os adequados, os coeficientes  $\lambda$  são significativos, a restrição do factor comum não é rejeitada em nenhuma das duas estimações. Também não se rejeita a não existência de um modelo de atraso espacial nos resíduos das regressões (contraste de existência de atraso espacial nos resíduos da regressão) dado que os resultados sugerem a existência de prova a favor da presença de um modelo de erro espacial.

De acordo com uma perspectiva teórica, como os municípios dentro de uma mesma região participam nas mesmas, ou contíguas, infra-estruturas, os



QUADRO 3

Modelo econométrico espacial estimado para as 28 regiões – NUTS III de Portugal continental.

Modelos de erro espacial		
Estimação mediante Máxima Verosimilhança (matriz D1RS)		
Variável dependente: <i>Log(PIB per capita)</i>		
Variáveis	Estimação ano 1994	Estimação ano 2000
	Parâmetro (p-valor)	Parâmetro (p-valor)
Constante ( $\beta_0$ )	-1.15953 (0.105343)	-1.413 (0.141954)
Ln REM per capita ( $\beta_1$ )	0.400528 (0.000000)	0.488932 (0.000000)
Ln DO per capita ( $\beta_2$ )	0.335827 (0.000039)	0.308929 (0.000095)
Lambda ( $\lambda$ )	-0.761469 (0.026057)	0.488997 (0.019984)
Diagnósticos de regressão (p-valor entre parêntesis)		
Log Likelihood	276.715	228.847
Crit. de Inform. de Akaike (AIC)	-493.430	-397.693
Schwarz Inform. Crit. (SC)	-453.464	-357.727
Breusch-Pagan: Heterosced.	3.415341 (0.181288)	3.398154 (0.182852)
Hipótese de factor comum		
-Teste razão de verosimilhança	0.647075 (0.723585)	0.144685 (0.930212)
-Teste Wald	0.689160 (0.708518)	0.148101 (0.928625)
Contraste de existência de atraso espacial (matriz D1RS)	0.061321 (0.804421)	0.028069 (0.866948)

custos de transporte e de transacções serão mais similares do que para os municípios mais longínquos. Além disso, as empresas e alojamentos teriam tecnologias, preferências e culturas mais similares. Consequentemente, seria fácil sustentar a hipótese de que os municípios dentro de uma mesma região partilham características estruturais similares.

Como a regressão base estimada por MCO não consegue considerar adequadamente aquelas características estruturais, é necessário adoptar a regressão base que se deriva do Quadro 3, para levar a cabo uma estimação eficiente do PIBPC municipal.

Por este motivo, com o objectivo de ter em conta as referidas interacções regionais no espaço, o PIB per capita ao nível municipal será estimado:

a) Para o ano 1994 como:

$$\hat{\ln PIBM}_s = -0.761469W \ln PIBPC_i - 1.15953 - 0.761469W1.15953 + 0.400528 \ln REMPC\_M_s + 0.335827 \ln DOPC\_M_s + 0.761469W0.400528 \ln REMPC_i + 0.761469W0.335827 \ln DOPC_i$$

b) Para o ano 2000 utilizar-se-á:

$$\hat{\ln PIBM}_s = 0.488997W \ln PIBPC_i - 1.413 + 0.488997W1.413 + 0.488932 \ln REMPC\_M_s + 0.308929 \ln DOPC\_M_s - 0.488997W0.488932 \ln REMPC_i - 0.488997W0.308929 \ln DOPC_i$$

A vantagem que incorporam estas expressões em relação às que se utilizariam seguindo a especificação tradicional é que se consegue corrigir a regressão base. Noutras palavras, deve-se ter em conta o facto de que o valor da variável dependente para cada localização regional (o  $PIBPC_i$ ) se vê afectado pelos erros estocásticos de todas as regiões vizinhas através do multiplicador espacial  $(I - \lambda W)^{-1}$ . Como consequência, na predição pontual (predições do PIBPC municipal) que se realize, a regressão base deve incorporar a referida informação espacial, já que as interações regionais consideradas pelo termo de erro condicionam a estimação do produto interno bruto ao nível do município. Dito de outro modo, a localização de um município numa região determinada é uma informação relevante aquando da determinação do seu PIBpc.

#### 4.5 ANÁLISE PREDITIVA EX-POST

Para medir o grau de bondade das predições para cada modelo (o modelo sem interações espaciais e o modelo espacial) utilizaram-se três estatísticas, todas elas baseados em funções de perda simétricas.

Denotando como  $t=1, \dots, 28$  as regiões com que se trabalhou;  $y_t$  os valores observados, e  $\hat{y}_t$  os valores de predição, as estatísticas a utilizar calculam-se atendendo às expressões seguintes:

- Erro absoluto médio (EAM):

$$EAM = \frac{1}{28} \sum_1^{28} \left| \hat{y}_t - y_t \right|$$

- Erro quadrático médio (ECM):

$$ECM = \sqrt{\frac{1}{28} \sum_1^{28} \left( \hat{y}_t - y_t \right)^2}$$

No quadro seguinte apresentam-se os resultados das referidas estatísticas para os dois modelos.

Com base no quadro anterior, as estatísticas calculadas indicam uma melhor capacidade preditiva do modelo espacial em relação ao modelo estimado por MCO (modelo sem interações espaciais).

#### QUADRO 4

Comparação do Erro absoluto médio e do Erro Quadrático médio para o modelo sem interações espaciais e com interações espaciais, relativa aos anos de 1994 e 2000

Ano 1994		
MODELO	EAM	ECM
Sem interações espaciais (MCO)	0,077295377	0,009518665
Espacial (MV)	<b>0,068738516</b>	<b>0,00741562</b>
Ano 2000		
MODELO	EAM	ECM
Sem interações espaciais (MCO)	0,09436059	0,11794008
Espacial (MV)	<b>0,08512309</b>	<b>0,10808026</b>

**Nota:** Os melhores resultados apresentam-se em negrito.



## 5. APRESENTAÇÃO DE RESULTADOS

### 5.1 DISTRIBUIÇÃO DA MÉDIA DO PIB PER CAPITA PARA O ANO DE 1994

Como já foi referido no Quadro 4, as estatísticas calculadas indicam uma melhor capacidade preditiva do modelo espacial em relação ao modelo estimado por MCO (modelo sem interacções espaciais). Este facto leva a que os valores do PIB per capita estimados pelo modelo espacial, apresentem uma menor dispersão do que os valores estimados pelo modelo MCO, o que significa de uma forma genérica, que as assimetrias dentro de uma determinada Região NUTSIII se encontram atenuadas.

É também de referir que as diferenças entre o PIB per capita publicado por Ramos (1998), para as 30 regiões, e o PIB per capita estimado neste trabalho para as 28 regiões, para 1994, apenas afectam a ordenação do PIB per capita em 4 concelhos.

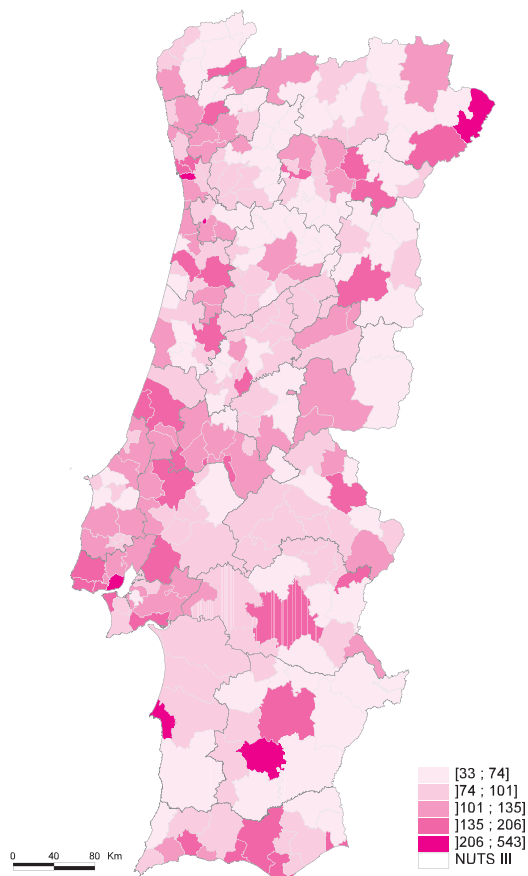
Ao nível de Portugal continental existem 6 concelhos que apresentam uma média do PIB pc significativamente superior à média do país, em ambos os métodos. Os seis concelhos referidos são por ordem decrescente do PIB per capita, Sines, Lisboa, Castro Verde, São João da Madeira, Porto e Miranda do Douro. As justificações para estes valores foram já reportadas em Ramos (1998), pelo que apenas se farão breves referências a factos relevantes.

Com base nos dados disponíveis para o Produto Interno Bruto per capita, obtidos através do modelo sem consideração de interacções espaciais (MCO) e do modelo com consideração de interacções espaciais (MV), foram elaborados cartogramas com a distribuição da média do PIB per capita para Portugal continental e também para as Regiões NUTS II, reportado ao ano de 1994.

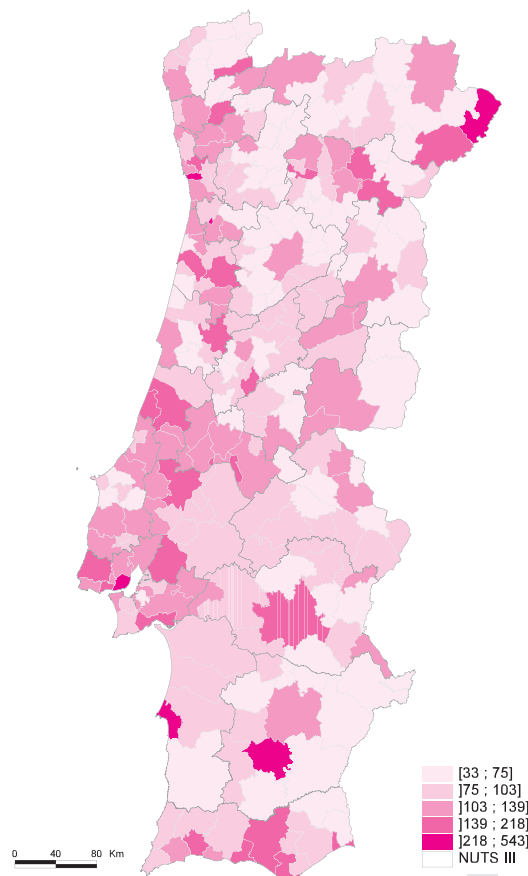
FIGURA 1

Portugal Continental - Distribuição do PIB per capita dos concelhos

Modelo sem consideração de interacções espaciais (MCO)



Modelo com consideração de interacções espaciais (MCO)



Observando a distribuição geográfica do PIB per capita para a Região Norte, calculado pelos dois métodos, verifica-se que os três concelhos com PIB per capita mais elevados são os mesmos em ambos os cartogramas, ou seja Porto, São João da Madeira e Miranda do Douro. Quanto aos concelhos com PIB per capita mais baixo verifica-se uma ligeira alteração nos cartogramas, passando Vila Pouca de Aguiar a integrar os concelhos que se encontram no intervalo correspondente à média do PIB per capita mais baixo. Este facto deve-se apenas a diferentes limites estabelecidos para os intervalos de classe da média do PIB per capita, para os dois modelos.

A Região Norte apresenta assimetrias significativas entre o interior, e a região litoral e a região fronteiriça.

Na Região Centro não se verifica qualquer alteração entre os dois modelos na distribuição do PIB pc pelos concelhos, segundo os intervalos de classe definidos.

A Região de Lisboa e Vale do Tejo, à semelhança do que acontecia na Região Centro não apresenta diferenças entre os cartogramas obtidos com base na distribuição da média do PIB per capita pelos dois modelos.

Na Região do Alentejo constata-se em ambos os cartogramas que existem dois concelhos, Sines e Castro Verde, com PIB pc bastante superior à média do país.

A Região do Algarve apresenta um PIB per capita não muito distante da média nacional. Exceptua-se Alcoutim que se encontra entre os concelhos do país que apresentam um PIB per capita mais baixo.

## 5.2 DISTRIBUIÇÃO DO PIB PER CAPITA PARA O ANO DE 2000

Na Região Norte a distribuição do PIB per capita em 2000, apresenta três concelhos, Porto, São João da Madeira e Miranda do Douro, com um PIB pc significativamente superior aos restantes. Este facto não altera a análise efectuada por Ramos (1998), onde estes três concelhos em 1994 já se destacavam dos restantes da Região Norte em termos de PIBpc. Em relação a 1994, a Região Norte não apresenta um acréscimo significativo do PIB pc situando-se na ordem dos 2%, segundo dados das Contas Regionais 2000 (INE).

Na Região Centro destacam-se cinco concelhos com um PIB per capita 1,5 a 2 vezes superior à média nacional. São eles Aveiro, Coimbra, Guarda, Águeda e Leiria, por ordem decrescente de peso.

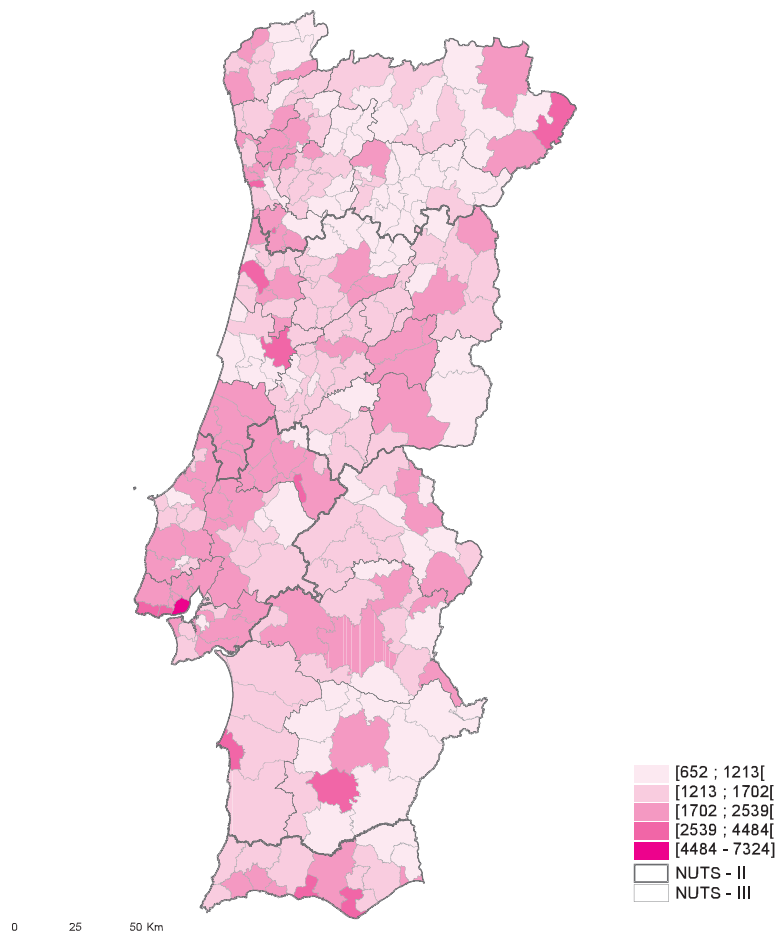
Verifica-se que existem cerca de 7 concelhos cujo PIB per capita é na ordem dos 65% ou abaixo dos 65% em relação à média nacional, que se encontram sobretudo na região Dão-Lafões.

É também de realçar o facto de nesta região cerca de 60% dos concelhos apresentarem um PIB per capita abaixo da média nacional. No entanto e confirmando a análise efectuada por Ramos (1998) a assimetria litoral-interior, é também em 2000 menor do que na Região Norte. De uma forma geral, conforme já foi referido, as assimetrias encontram-se atenuadas quando se utiliza o modelo com consideração de interações espaciais.

Na Região de Lisboa e Vale do Tejo, verifica-se um contraste significativo entre o concelho de Lisboa, com um valor do PIB per capita 4 vezes superior

FIGURA 2

PIB - (Com interacções espaciais) - ANO 2000



à média nacional, e os restantes concelhos desta região, exceptuando-se Oeiras que também apresenta um PIB per capita 2 vezes superior à média nacional. O concelho de Oeiras apresenta uma subida significativa em relação aos valores que apresentava em 1994. Os valores destes concelhos devem-se sobretudo aos movimentos pendulares de não residentes, que contribuem para o PIB da região. Este facto encontra-se de acordo com os valores do PIB da região da Grande Lisboa, que representa de acordo com os dados das Contas Regionais de 2000 (INE), 71,4% do total da Região de Lisboa e Vale do Tejo.

Cerca de 40% dos concelhos desta Região apresentam valores de PIB per capita inferior à média nacional. Apenas 3 dos concelhos têm valores que

rondam os 60% da média, situando-se os restantes em valores de PIB na ordem dos 80% da média nacional.

Na região do Alentejo, 3 dos concelhos, que são por ordem decrescente de PIB pc, Sines, Castro Verde e Évora, apresentam um PIB per capita significativamente superior à média nacional. No entanto a Região do Alentejo representa em termos de PIB, segundo dados das Contas Regionais 2000 (INE), apenas 4,1% do total do país.

Em 2000 as assimetrias entre o litoral e o interior encontram-se atenuadas em relação aos valores de 1994. Este facto deve-se a alterações nas posições relativas determinadas em função do PIBpc, que o concelho de Sines e Castro Verde ocupavam, tendo

Sines passou da 1ª posição para a 10ª posição, e Castro Verde passou da 3ª posição para a 4ª posição.

A Região do Algarve representa em relação ao global do país 3,7% do PIB, segundo as Contas Regionais 2000(INE). Faro, Albufeira, Loulé e Portimão apresentam um valor do PIB per capita superior à média nacional. Por seu lado Castro Marim e Alcoutim apresentam valores de PIB pc na ordem dos 50% da média nacional. Estas assimetrias já se verificavam em 1994.

## 6. COMPARAÇÃO ENTRE OS VALORES DO PIB OBTIDOS COM MODELO ESPACIAL PARA OS ANOS 1994 E 2000

Embora de uma forma global a metodologia utilizada para determinação do PIB pc em 2000, seja semelhante à utilizada para a determinação do PIB pc em 1994, alguns dos ramos considerados especiais em 1994, não o foram em 2000. É por exemplo o caso da Produção e Distribuição de Gás de cidade.

Ao nível de Portugal Continental verifica-se que entre o ano de 1994 e o ano de 2000 se verificaram alterações na ordenação dos concelhos em função

do PIB pc. Enquanto em 1994 a liderança era assumida pelo concelho de Sines, seguido por Lisboa e Castro Verde, em 2000 esse liderança passou para o concelho de Lisboa, seguindo-se Porto e São João da Madeira. O concelho de Castro Verde passou em 2000 a ocupar a 4ª posição do ranking, posição esta em 1994 ocupada pelo Porto.

O valor significativo do PIB pc de Lisboa e Porto resultam dos movimentos pendulares de não residentes que diariamente se dirigem para estes concelhos.

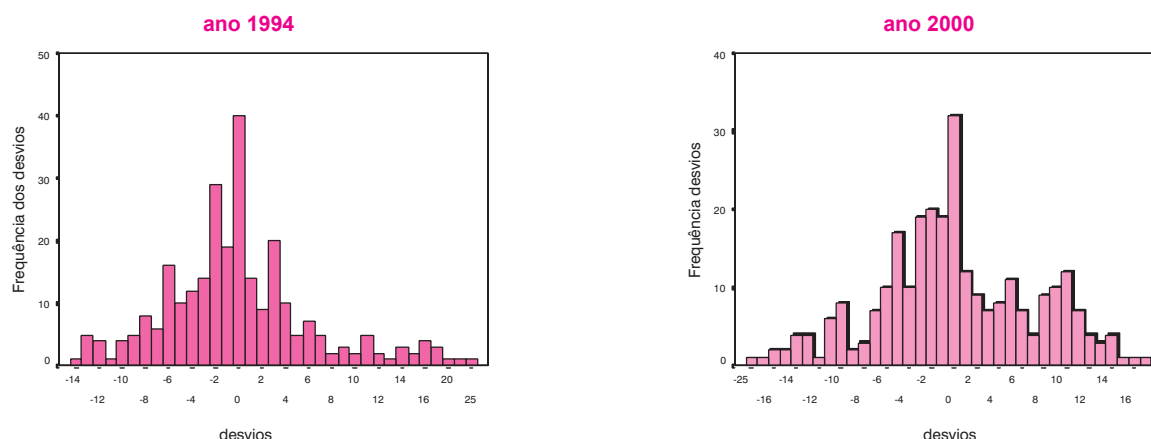
A descida de Castro Verde para a 4ª posição deve-se naturalmente aos problemas de ordem económica que têm afectada o sector mineiro, nomeadamente as Minas de Neves Corvo.

Verifica-se também em 2000 a entrada de dois novos concelhos para a lista dos seis concelhos com PIB per capita mais elevado. São eles Faro e Aveiro. O valor do PIB per capita em Faro deve-se ao incremento da actividade aeroportuária, relacionada em parte com a actividade turística. O concelho de Aveiro é caracterizado por fortes movimentos pendulares.

As figuras que se apresentam seguidamente levam a concluir que em 2000, os desvios relativos à ordenação do PIB pc entre os dois modelos é superior à que se verificava em 1994. Verifica-se também que

FIGURA 3

Frequência dos desvios entre o PIB calculado pelo método sem interações espaciais e com interações espaciais



a frequência dos concelhos que não apresentavam desvios entre os dois modelos diminui em 2000.

Estes factos podem indiciar que em 2000, o modelo MCO conduziu a piores estimativas em relação ao modelo MV, do que em 1994. No entanto este facto não se pode deduzir directamente com base nas estatísticas calculadas no quadro 4.

Fazendo uma breve análise Região a Região, verifica-se que na Região Norte os valores do 1º Quartil e da mediana em 2000 são comparativamente mais baixos do que os valores respectivos em 1994, o que significa que existe uma maior concentração do PIB num menor número de concelhos em 2000.

Na Região Centro em 1994, a mediana encontra-se deslocada para a direita, o que significa que 50% do PIB da região se encontra disperso por um grande número de concelhos. Em 2000, o número de concelhos que contribuem para 50% do PIB da Região diminui.

Na Região de Lisboa e Vale do Tejo, à semelhança do que acontece na Região Norte existe um pequeno número de concelhos que contribui para 50% do PIB pc da Região. Este facto assume especial relevo em 2000, verificando-se também um aumento das assimetrias em relação a 1994.

Na região do Alentejo, não considerando os outliers correspondentes a Sines e Castro Verde em 1994, e o outlier correspondente a Sines em 2000, o número de concelhos que contribuiu para 50% do PIB per capita, corresponde a cerca de 1/3 dos concelhos da região.

Quanto à Região do Algarve verifica-se que existem concelhos com valores extremos de PIB per capita, embora em 2000, não tenham assumido a categoria de outliers. Por este motivo o 3º Quartil de encontra-se bastante deslocado para a direita.

## 7. CONCLUSÕES

No presente trabalho pretende-se dar ênfase às técnicas de econometria espacial para a estimação de variáveis económicas quando a dimensão geográfica está presente. Para isso, foi revisto um trabalho no qual se utilizou um método de estimação indirecta do PIB per capita municipal em que se prescindiu da análise espacial. A consideração explícita das interações regionais que se retiram da análise realizada mostra que os resultados obtidos naquele trabalho não são eficientes. Em conclusão, o nosso exercício vem recomendar a incorporação de técnicas de econometria espacial nos trabalhos em se utilizam dados com referências espaciais.

**BIBLIOGRAFIA**

- Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. e Bera, A.K. (1998): *Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics*, pp. 237-289, em Ullah, A. Y Giles, D. (Eds) *Handbook of Applied Economic Statistics*, 1998, New York: Marcel Ockker.
- Anselin L. (2002): *SpaceStat Software for Spatial Data Analysis*, Version 1.91, Ann Arbor, TerraSeer Inc.: Michigan.
- Anselin, L. (2003): "GeoDa™ 0.9 User's Guide", Spatial Analysis Laboratory, University of Illinois at Urbana-Champaign.
- Anselin, L., Bera, A., Florax, R. and Yoon, M. (1996): "Simple Diagnostics Tests for Spatial Dependence", *Regional Science and Urban Economics* 26, 77-104.
- Burrige, P. (1980): "On the Cliff-Ord test for Spatial Autocorrelation", *Journal of the Royal Statistical Society B* 42, 107-108.
- Chasco Yrigoven, C. e Vicéns Otero, J. (1998): *An Estimation of disposable income of the Spanish municipalities in 1997*, 38<sup>th</sup> Congress of the European Regional Science Association, Viena (Austria).
- Goodchild, M. , Anselin, L., Appelbaum, R. and Harthorn, B.(2000): <<Towards spatially integrated social science>>. *International Regional Science Review* 23, 139-159.
- Haining, R. (1997): "Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences", Cambridge University Press.
- Johnston J., e Dinardo J. (2001): *Métodos Económicos-4ª Edição*, University of California , Irvine, Mc Graw Hill.
- Medina, J. (2002): "El Plan Badajoz y el Desarrollo Económico de la Provincia", Tecnigraf Editores, Badajoz.
- Moran, P.A.P. (1948): "The interpretation of Statistical Maps", *Biometrika* 35, 255-260.
- Ramos (1998): *Estimativas do PIB per capita para os concelhos do continente português*, Revista Estatística, Instituto Nacional Estatística, Portugal, 3º Quadrimestre 1998, pp. 29-50.

QUADRO 5

Resultados obtidos segundo estimação econométrica base, (sem consideração de interacções espaciais) e com econometria espacial para as 28 regiões de Portugal continental, para o ano de 1994 <sup>5</sup>

	PIB 1994 Interacções Espaciais			PIB 1994 Interacções Espaciais			PIB 1994 Interacções Espaciais	
	sem	com		sem	com		sem	com
Abrantes	1256,87	1240,83	Benavente	1536,98	1603,58	Ferreira do Zêzere	664,05	659,55
Águeda	1609,24	1639,92	Bombarral	1008,34	1024,01	Figueira Castelo Rodrigo	711,21	729,60
Aguiar da Beira	522,06	522,49	Borba	1058,53	1062,98	Figueira da Foz	1249,46	1235,96
Alandroal	602,11	614,24	Boticas	501,51	504,74	Figueiró dos Vinhos	834,94	841,69
Albergaria-a-Velha	967,77	993,94	Braga	1600,16	1648,29	Fornos de Algodres	760,47	751,26
Albufeira	1968,33	2097,55	Bragança	1165,88	1162,87	Freixo de Espada à Cinta	808,33	824,69
Alcácer do Sal	972,61	1003,46	Cabeceiras de Basto	550,37	557,34	Fronteira	904,89	890,46
Alcanena	1440,28	1383,65	Cadaval	756,82	770,42	Fundão	981,81	964,26
Alcobaça	1189,01	1192,16	Caldas da Rainha	1272,22	1283,67	Gavião	560,04	562,87
Alcochete	957,02	936,51	Caminha	1005,50	996,00	Góis	630,69	639,48
Alcoutim	516,24	556,16	Campo Maior	1048,83	1011,78	Golegã	812,64	861,03
Alenquer	1291,68	1286,47	Cantanhede	916,25	911,44	Gondomar	796,43	797,58
Alfândega da Fé	554,91	562,94	Carrazeda de Ansiães	1582,74	1598,28	Gouveia	901,06	874,41
Alijó	1085,65	1094,68	Carregal do Sal	732,91	717,02	Grândola	980,82	1014,51
Aljezur	751,10	819,70	Cartaxo	1003,73	1060,51	Guarda	1431,96	1438,83
Aljustrel	817,88	805,72	Cascais	1476,66	1434,07	Guimarães	1388,53	1385,93
Almada	1436,49	1415,28	Castanheira de Pêra	997,37	984,63	Idanha-a-Nova	661,99	664,93
Almeida	890,72	902,74	Castelo Branco	1387,10	1371,02	Ílhavo	1001,13	1018,99
Almeirim	1002,27	1049,87	Castelo de Paiva	794,89	794,27	Lagoa/Algarve	1156,40	1230,99
Almodôvar	659,03	662,07	Castelo de Vide	1136,69	1114,16	Lagos	1218,26	1313,71
Alpiarça	879,31	928,71	Castro Daire	526,65	521,80	Lamego	929,39	938,15
Alter do Chão	798,36	791,23	Castro Marim	584,78	633,78	Leiria	1530,31	1512,06
Alvaiázere	653,76	654,54	Castro Verde	4320,59	4315,87	Lisboa	4608,16	4474,64
Alvito	843,56	835,92	Celorico da Beira	735,52	749,53	Loulé	1423,95	1528,94
Amadora	1206,19	1160,45	Celorico de Basto	343,48	349,88	Loures	1136,93	1095,68
Amarante	758,83	754,44	Chamusca	752,57	798,52	Lourinhã	746,83	759,62
Amares	682,49	712,77	Chaves	924,30	923,21	Lousã	1109,15	1093,05
Anadia	1261,14	1290,84	Cinfães	806,61	812,15	Lousada	739,70	720,02
Ansião	941,77	938,26	Coimbra	1898,35	1884,33	Mação	1185,54	1194,08
Arcos de Valdevez	579,79	588,88	Condeixa-a-Nova	912,89	909,26	Macedo de Cavaleiros	659,33	661,88
Arganil	887,51	868,40	Constância	1732,48	1691,17	Mafra	1176,36	1183,74
Armamar	627,61	640,81	Coruche	795,34	850,05	Maia	1657,47	1628,80
Arouca	686,24	678,20	Covilhã	1139,41	1110,75	Mangualde	1093,35	1054,88
Arraiolos	716,23	725,68	Crato	722,47	714,96	Manteigas	1002,04	1004,19
Arronches	774,53	768,33	Cuba	651,92	648,88	Marco de Canavezes	792,14	782,81
Arruda dos Vinhos	958,05	968,23	Elvas	1104,03	1081,60	Marinha Grande	1607,29	1562,32
Aveiro	2075,12	2127,76	Entroncamento	1679,33	1627,79	Marvão	669,09	656,56
Avis	983,00	957,20	Espinho	1348,52	1365,85	Matosinhos	1427,45	1410,96
Azambuja	1216,73	1270,31	Esposende	915,55	943,95	Mealhada	1108,45	1144,33
Baião	471,95	469,70	Estarreja	1127,07	1160,29	Meda	763,59	777,50
Barcelos	1069,54	1102,35	Estremoz	1002,62	1017,21	Melgaço	680,91	692,92
Barrancos	672,12	679,79	Évora	1590,68	1602,83	Mértola	625,15	631,41
Barreiro	1132,21	1112,30	Fafe	916,49	925,95	Mesão Frio	741,33	748,28
Batalha	1186,82	1165,95	Faro	2159,34	2296,59	Mira	744,04	747,55
Beja	1460,79	1445,69	Felgueiras	1371,20	1337,44	Miranda do Corvo	740,36	736,04
Belmonte	1179,08	1138,15	Ferreira do Alentejo	719,67	720,60	Miranda do Douro	3030,62	3026,90

<sup>5</sup> As diferenças entre o PIBpc publicado por Nogueira Ramos, para as 30 regiões, e o PIBpc estimado neste trabalho para as 28 regiões, para 1994, apenas afectam a ordenação do PIBpc em 4 concelhos. No entanto esta alteração é apenas devida a arredondamentos.



## QUADRO 5

Resultados obtidos segundo estimação econométrica base, (sem consideração de interações espaciais) e com econometria espacial para as 28 regiões de Portugal continental, para o ano de 1994<sup>5</sup> (Cont.)

	PIB 1994 Interações Espaciais			PIB 1994 Interações Espaciais			PIB 1994 Interações Espaciais	
	sem	com		sem	com		sem	com
Mirandela	881,89	881,60	Pombal	1005,07	999,15	Tabuaço	1039,79	1051,97
Mogadouro	1564,52	1570,98	Ponte da Barca	1764,70	1768,32	Tarouca	555,96	559,74
Moimenta da Beira	587,34	601,02	Ponte de Lima	653,21	650,24	Tavira	818,14	884,43
Moita	623,39	615,49	Ponte de Sôr	1041,71	1008,55	Terras de Bouro	1323,07	1347,12
Monção	643,24	651,56	Portalegre	1465,48	1426,30	Tomar	1275,78	1259,16
Monchique	823,18	891,91	Portel	515,11	530,20	Tondela	815,10	793,06
Mondim de Basto	483,52	488,42	Portimão	1600,12	1717,93	Torre de Moncorvo	758,04	773,43
Monforte	872,33	850,54	Porto	3064,62	3060,38	Torres Novas	1128,81	1104,76
Montalegre	1120,60	1129,71	Porto de Mós	1181,25	1162,88	Torres Vedras	1254,91	1266,56
Montemor-o-Novo	1004,96	1021,79	Póvoa de Lanhoso	718,78	730,20	Trancoso	791,61	805,63
Montemor-o-Velho	684,67	683,42	Póvoa de Varzim	1172,65	1180,32	Vagos	640,77	672,83
Montijo	1413,63	1381,04	Proença-a-Nova	757,81	766,55	Vale de Cambra	1249,78	1234,20
Mora	1004,33	983,37	Redondo	762,74	781,72	Valença	1039,84	1036,25
Mortágua	1015,75	995,52	Reguengos de Monsaraz	865,54	885,62	Valongo	905,98	908,20
Moura	739,65	741,85	Resende	384,91	392,57	Valpaços	425,98	432,32
Mourão	1177,85	1176,64	Ribeira de Pena	472,87	483,03	Vendas Novas	1229,24	1239,07
Murça	933,39	930,76	Rio Maior	1178,91	1240,50	Viana do Alentejo	837,66	857,67
Murtosa	654,73	691,38	Sabrosa	969,49	982,56	Viana do Castelo	1348,53	1325,34
Nazaré	823,75	835,55	Sabugal	693,04	708,48	Vidigueira	726,02	723,11
Nelas	907,33	876,75	Salvaterra de Magos	901,64	965,46	Vieira do Minho	726,32	745,92
Nisa	1045,29	1032,54	Santa Comba Dão	802,02	785,07	Vila de Rei	858,97	871,13
Óbidos	659,62	665,85	Santa Maria da Feira	1047,81	1026,38	Vila do Bispo	792,38	846,11
Odemira	656,56	686,31	Santa Marta de Penaguião	988,20	998,00	Vila do Conde	1055,70	1038,06
Oeiras	1563,83	1496,25	Santarém	1491,77	1567,51	Vila Flor	722,75	734,43
Oleiros	622,71	639,03	Santiago do Cacém	824,05	860,26	Vila Franca de Xira	1165,93	1119,50
Olhão	849,70	917,39	Santo Tirso	1206,52	1194,06	Vila Nova da Barquinha	1129,71	1132,45
Oliveira de Azeméis	1177,91	1153,88	São Brás de Alportel	903,69	987,18	Vila Nova de Cerveira	997,30	998,00
Oliveira de Frades	910,20	877,90	São João da Madeira	3141,38	3105,78	Vila Nova de Famalicão	1341,99	1328,73
Oliveira do Bairro	1041,77	1070,31	São João da Pesqueira	1280,57	1291,41	Vila Nova de Foz Côa	1913,83	1918,33
Oliveira do Hospital	1046,88	1033,46	São Pedro do Sul	654,43	644,19	Vila Nova de Gaia	1326,96	1314,81
Ourique	810,71	809,98	Sardoal	813,88	813,24	Vila Nova de Ourém	1138,32	1119,73
Ovar	1292,55	1317,06	Sátão	513,90	510,60	Vila Nova de Paiva	520,52	525,49
Paços de Ferreira	1018,55	997,07	Seia	1059,49	1022,75	Vila Nova de Poiares	971,13	959,65
Palmela	1180,94	1122,98	Seixal	921,83	892,36	Vila Pouca de Aguiar	617,57	618,05
Pampilhosa da Serra	985,27	994,66	Semancelhe	470,66	482,16	Vila Real	1276,14	1279,71
Paredes	887,65	873,81	Serpa	625,72	625,83	Vila Real de Santo António	1427,43	1536,65
Paredes de Coura	623,49	619,83	Sertã	1056,50	1062,92	Vila Velha de Ródão	1120,37	1100,19
Pedrógão Grande	1472,41	1481,48	Sesimbra	961,21	940,17	Vila Verde	613,24	640,79
Penacova	918,22	921,41	Setúbal	2014,46	1967,21	Vila Viçosa	1475,71	1465,91
Penafiel	834,22	818,56	Sever do Vouga	847,61	873,09	Vimioso	575,09	585,12
Penalva do Castelo	559,92	557,30	Silves	907,80	980,78	Vinhais	453,70	461,70
Penamacor	639,46	644,50	Sines	5683,30	5708,92	Viseu	1282,32	1247,85
Penedono	599,87	623,85	Sintra	1738,65	1698,08	Vouzela	777,07	754,51
Penela	614,77	618,56	Sobral Monte Agraço	955,61	971,99			
Peniche	903,66	915,80	Soure	644,15	644,04			
Peso da Régua	1552,02	1560,29	Sousel	806,17	819,10			
Pinhel	750,50	761,94	Tábua	803,56	802,85			



QUADRO 6

Resultados obtidos segundo estimação econométrica base, (sem consideração de interações espaciais) e com econometria espacial para as 28 regiões de Portugal continental, para o ano de 2000<sup>6</sup>

	PIB 2000 Interações Espaciais			PIB 2000 Interações Espaciais			PIB 2000 Interações Espaciais	
	sem	com		sem	com		sem	com
Abrantes	1689,87	1779,98	Benavente	2018,69	2117,64	Ferreira do Zêzere	1111,61	1183,92
Águeda	2430,00	2413,41	Bombarral	1351,95	1396,31	Figueira Castelo Rodrigo	939,13	970,22
Aguiar da Beira	938,48	971,20	Borba	1347,94	1429,95	Figueira da Foz	2070,75	2049,35
Alandroal	998,62	1063,81	Boticas	915,97	931,79	Figueiró dos Vinhos	1394,24	1430,01
Albergaria-a-Velha	1590,52	1597,69	Braga	2436,93	2408,09	Fornos de Algodres	1193,00	1218,06
Albufeira	2547,60	2616,92	Bragança	1807,17	1814,27	Freixo de Espada à Cinta	1034,97	1051,29
Alcácer do Sal	1408,05	1472,35	Cabeceiras de Basto	912,30	935,69	Fronteira	1186,43	1284,46
Alcanena	2033,19	2140,22	Cadaval	1179,39	1220,44	Fundão	1738,27	1786,89
Alcobaça	1979,29	2023,42	Caldas da Rainha	2138,97	2184,56	Gavião	948,49	1024,94
Alcochete	1311,47	1380,79	Caminha	1454,06	1428,99	Góis	1330,64	1365,53
Alcoutim	838,17	870,74	Campo Maior	1531,14	1659,58	Golegã	1253,49	1323,18
Alenquer	1902,93	1946,68	Cantanhede	1578,82	1572,21	Gondomar	1163,25	1143,01
Alfândega da Fé	821,82	837,31	Carrazeda de Ansiães	1159,33	1175,09	Gouveia	1400,18	1424,18
Alijó	1022,32	1037,76	Carregal do Sal	1202,66	1237,80	Grândola	1306,55	1366,88
Aljezur	1182,50	1233,52	Cartaxo	1497,74	1581,28	Guarda	2411,52	2441,84
Aljustrel	1101,44	1181,77	Cascais	2505,58	2612,32	Guimarães	2154,14	2097,27
Almada	2021,88	2105,68	Castanheira de Pêra	1097,58	1128,50	Idanha-a-Nova	1145,08	1167,75
Almeida	1368,85	1403,94	Castelo Branco	2236,43	2246,40	Ílhavo	1519,45	1529,68
Almeirim	1479,47	1562,25	Castelo de Paiva	1211,21	1233,84	Lagoa/Algarve	1831,47	1896,25
Almodôvar	1009,60	1083,43	Castelo de Vide	1600,51	1722,00	Lagos	1995,18	2060,56
Alpiarça	1067,10	1132,02	Castro Daire	1069,73	1104,00	Lamego	1347,54	1359,61
Alter do Chão	1270,33	1362,12	Castro Marim	777,52	817,80	Leiria	2394,98	2378,79
Alvaiázere	1190,06	1224,32	Castro Verde	3441,43	3556,05	Lisboa	7182,55	7323,54
Alvito	1071,44	1143,49	Celorico da Beira	1166,65	1201,72	Loulé	2408,40	2478,84
Amadora	2099,75	2194,27	Celorico de Basto	871,18	893,87	Loures	2151,37	2247,40
Amarante	1259,74	1281,29	Chamusca	1060,95	1125,67	Lourinhã	1242,70	1285,41
Amares	1268,77	1272,78	Chaves	1574,39	1580,90	Lousã	1595,23	1629,84
Anadia	1625,45	1633,51	Cinfães	1097,54	1119,65	Lousada	1351,80	1370,20
Ansião	1501,80	1537,08	Coimbra	2837,65	2805,69	Mação	1420,60	1436,79
Arcos de Valdevez	1060,42	1050,13	Condeixa-a-Nova	1201,51	1206,37	Macedo de Cavaleiros	1112,33	1126,28
Arganil	1691,75	1726,18	Constância	2593,09	2692,16	Mafra	1694,41	1739,71
Armamar	839,28	855,32	Coruche	1362,82	1440,90	Maia	2204,73	2138,85
Arouca	1170,76	1169,94	Covilhã	1822,53	1869,83	Mangualde	1900,87	1934,77
Arraiolos	1215,15	1286,94	Crato	1124,55	1212,17	Manteigas	1284,90	1319,11
Arronches	1098,64	1178,63	Cuba	888,91	950,52	Marco de Canavezes	1344,17	1364,62
Arruda dos Vinhos	1471,76	1516,85	Elvas	1606,92	1729,05	Marinha Grande	2130,03	2119,90
Aveiro	3115,23	3090,92	Entroncamento	2015,52	2120,03	Marvão	894,49	974,35
Avis	1320,57	1429,30	Espinho	2050,95	1995,75	Matosinhos	2122,45	2055,36
Azambuja	1975,65	2071,16	Esposende	1448,03	1448,06	Mealhada	1744,37	1749,16
Baião	755,89	778,03	Estarreja	1595,40	1604,48	Meda	1045,06	1077,24
Barcelos	1675,88	1666,65	Estremoz	1639,73	1729,31	Melgaço	1000,61	996,07
Barrancos	974,72	1020,59	Évora	2432,99	2538,29	Mértola	896,24	959,87
Barreiro	1690,98	1768,22	Fafe	1465,61	1444,98	Mesão Frio	853,70	869,84
Batalha	2248,52	2230,87	Faro	3307,02	3377,84	Mira	1145,80	1152,42
Beja	2233,56	2355,09	Felgueiras	2059,30	2065,78	Miranda do Corvo	1103,16	1136,42
Belmonte	1930,26	1979,74	Ferreira do Alentejo	1039,39	1114,80	Miranda do Douro	3080,68	3094,25

<sup>6</sup> Para o cálculo do PIBpc para 2000 houve algumas alterações na metodologia pelo facto de alguns dos Ramos considerados especiais em 1994, deixarem de o ser em 2000. Foram também criados 3 novos concelhos em 2000 (Odivelas, Trofa, e Vizela).

## QUADRO 6

Resultados obtidos segundo estimação econométrica base, (sem consideração de interações espaciais) e com econometria espacial para as 28 regiões de Portugal continental, para o ano de 2000<sup>6</sup> (Cont.)

	PIB 2000 Interações Espaciais			PIB 2000 Interações Espaciais			PIB 2000 Interações Espaciais	
	sem	com		sem	com		sem	com
Mirandela	1368,63	1378,97	Pinhel	1220,95	1255,76	Tábua	1304,92	1339,37
Mogadouro	1709,51	1724,82	Pombal	2014,39	2006,88	Tabuaço	963,05	978,96
Moimenta da Beira	890,43	905,87	Ponte da Barca	1978,66	1966,51	Tarouca	864,43	879,79
Moita	966,58	1023,77	Ponte de Lima	1271,16	1249,13	Tavira	1432,49	1489,12
Monção	1161,49	1148,93	Ponte de Sôr	1525,48	1656,64	Terras de Bouro	1525,34	1537,88
Monchique	1241,06	1295,26	Portalegre	2185,10	2335,61	Tomar	1708,99	1800,33
Mondim de Basto	768,85	790,57	Portel	903,49	959,08	Tondela	1403,08	1438,36
Monforte	1121,78	1212,07	Portimão	2388,64	2457,60	Torre de Moncorvo	1054,50	1069,88
Montalegre	1581,85	1597,55	Porto	4677,72	4483,00	Torres Novas	1775,66	1871,08
Montemor-o-Novo	1709,99	1804,56	Porto de Mós	1799,90	1798,24	Torres Vedras	1938,66	1984,41
Montemor-o-Velho	1057,85	1064,27	Póvoa de Lanhoso	1606,33	1578,86	Trancoso	1345,38	1381,10
Montijo	1968,22	2053,97	Póvoa de Varzim	1757,39	1711,86	Trofa	1990,21	1941,55
Mora	1426,63	1545,86	Proença-a-Nova	1268,24	1284,12	Vagos	1258,02	1272,73
Mortágua	1385,67	1422,57	Redondo	1234,59	1308,01	Vale de Cambra	1885,24	1857,43
Moura	1078,15	1156,30	Reguengos de Monsaraz	1330,92	1407,22	Valença	1822,23	1778,89
Mourão	1955,89	2047,79	Resende	776,39	798,54	Valongo	1616,71	1575,34
Murça	1267,67	1282,21	Ribeira de Pena	779,72	801,62	Valpaços	683,94	699,66
Murtosa	1166,71	1185,07	Rio Maior	1764,37	1857,75	Vendas Novas	1611,06	1700,83
Nazaré	1339,60	1382,34	Sabrosa	907,47	923,25	Viana do Alentejo	1279,40	1355,67
Nelas	1773,06	1807,66	Sabugal	1220,97	1256,88	Viana do Castelo	2181,35	2119,72
Nisa	1363,31	1452,88	Salvaterra de Magos	1221,10	1295,78	Vidigueira	935,93	1002,16
Óbidos	932,41	969,72	Santa Comba Dão	1216,23	1250,40	Vieira do Minho	863,00	864,72
Odemira	1223,38	1285,61	Santa Maria da Feira	1778,09	1751,14	Vila de Rei	1004,71	1023,93
Odivelas	1675,11	1754,71	Santa Marta de Penaguião	836,07	851,79	Vila do Bispo	1229,30	1279,35
Oeiras	3056,62	3172,48	Santarém	2055,76	2149,48	Vila do Conde	1715,79	1668,11
Oleiros	1015,32	1033,34	Santiago do Cacém	1389,38	1454,63	Vila Flor	996,51	1012,10
Olhão	1287,39	1342,40	Santo Tirso	2045,80	1994,66	Vila Franca de Xira	2110,85	2205,21
Oliveira de Azeméis	1888,53	1859,58	São Brás de Alportel	1254,06	1310,82	Vila Nova da Barquinha	1794,17	1840,31
Oliveira de Frades	1576,94	1612,01	São João da Madeira	3883,32	3765,83	Vila Nova de Cerveira	1850,27	1807,71
Oliveira do Bairro	1748,23	1752,20	São João da Pesqueira	1030,27	1046,22	Vila Nova de Famalicão	2029,10	1978,49
Oliveira do Hospital	1568,16	1602,75	São Pedro do Sul	1031,62	1065,29	Vila Nova de Foz Côa	1210,60	1226,32
Ourique	1173,04	1252,54	Sardoal	1205,80	1272,32	Vila Nova de Gaia	1741,79	1698,85
Ovar	2008,11	2005,44	Sátão	998,39	1031,72	Vila Nova de Ourém	1992,09	2103,09
Paços de Ferreira	1755,13	1768,49	Seia	1535,73	1557,99	Vila Nova de Paiva	694,53	720,04
Palmela	1760,49	1844,16	Seixal	1172,14	1238,51	Vila Nova de Poiares	1406,32	1440,42
Pampilhosa da Serra	1191,92	1226,15	Semancelhe	965,89	981,11	Vila Pouca de Aguiar	1103,92	1117,33
Paredes	1493,36	1510,80	Serpa	1004,63	1075,37	Vila Real	1978,18	1978,83
Paredes de Coura	1303,15	1285,12	Sertã	1398,34	1412,88	Vila Real de Santo António	1864,12	1928,72
Pedrogão Grande	1541,36	1575,66	Sesimbra	1344,23	1416,33	Vila Velha de Ródão	1307,04	1329,13
Penacova	1270,63	1279,93	Setúbal	2415,74	2508,56	Vila Verde	1078,03	1085,64
Penafiel	1574,54	1591,81	Sever do Vouga	1268,84	1283,32	Vila Viçosa	1938,37	2037,43
Penalva do Castelo	938,93	972,34	Silves	1500,83	1560,76	Vímioso	899,60	915,46
Penamacor	1100,73	1124,05	Sines	2636,45	2716,06	Vinhais	637,44	652,18
Penedono	707,51	723,59	Sintra	1952,07	2041,34	Viseu	2182,29	2215,56
Penela	1110,57	1142,98	Sobral Monte Agraço	1128,70	1170,69	Vizela	1092,48	1085,78
Peniche	1258,15	1299,79	Soure	1005,64	1014,01	Vouzela	1244,92	1279,94
Peso da Régua	1691,66	1700,01	Sousel	1101,52	1171,07			